



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

첫 아이 출산과
기혼 여성의 노동시장 참여
: 부부 간 임금격차를 중심으로

2017년 8월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공

권혜진

국문초록

본 연구는 부모가 된 시점에서 여성의 노동 공급이 변화하는 양상과 그 영향 요인에 대해 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이에 부부 간 임금격차를 주요 변수로 하여 출산에 따른 기회비용이 주로 누구에 의해 부담되는지, 그리고 그러한 비용 분배가 노동 시장에서의 비교우위를 반영한 결과인지 검증하고 임금격차가 출산 후 여성의 노동 시장 복귀 여부에 미치는 영향에 대해 알아보았다.

한국노동패널(KLIPS)의 1차년도부터 17차년도까지의 데이터를 이용하여 분석한 결과 출산 후 상당 기간 동안 부부 간 임금격차가 증가하였으며, 이를 통해 출산의 기회비용이 주로 여성에 의해 부담된다는 결론을 도출하였다. 한편 학력과 상대임금에 기초해 노동시장에서의 비교우위를 가늠할 때, 부부 간 출산의 기회비용이 분배되는 양상은 노동시장에서의 비교우위를 반영한 결과라고 보기 어려웠다. 마지막으로 부부의 임금과 부부 간 임금격차 각각이 여성의 노동시장 복귀에 미치는 효과를 분석한 결과 여성의 출산 전 소득이 높을수록 또는 부부 간 임금격차가 작을수록 출산 후 12개월 내 노동 시장에 복귀할 확률이 높아지는 것으로 밝혀졌다. 이는 아내가 노동시장에서 높은 경쟁력을 가지거나 남편에 비해 상대임금이 높을수록 노동시장에 복귀할 가능성이 증가함을 의미하는 것으로서, 부부 간 출산의 기회비용 분배 문제와 달리 노동시장 복귀 문제에 있어 비교우위의 논리가 반영될 수 있음을 시사한다.

주요어 : 출산, 기혼 여성, 노동 시장 복귀, 부부 간 임금격차, 출산의 기회비용

학 번 : 2015-20146

목 차

제 1 장 서론	1
제 2 장 선행연구	4
제 3 장 연구 방법과 자료	7
제 1 절 연구문제 및 연구방법	7
제 2 절 자료 및 변수	10
제 4 장 분석 결과	12
제 1 절 출산 후 경과기간에 따른 부부 간 임금격차	12
제 2 절 노동시장에서의 비교우위와 임금격차 변화	20
제 3 절 부부 간 임금격차와 여성의 노동시장 복귀	26
제 5 장 결론	33
참고문헌	38
Abstract	41

표 목 차

[표 1] 기초 통계 분석 - 기간 간 첫 아이를 출산한 부부	10
[표 2] 경과년수 별 관측수	13
[표 3] 출산 후 경과년수에 따른 부부 간 연소득 격차	14
[표 4] 출산 후 경과년수에 따른 부부 간 월소득 격차	16
[표 5] 출산 후 경과년수에 따른 소득 격차 - 부부의 학력 조합	21
[표 6] 출산 후 경과년수에 따른 소득 격차 - 부부 간 상대임금 수준	24
[표 7] 여성의 노동시장 복귀 여부와 부부의 임금, 임금격차	26

그 립 목 차

[그림 1] 출산 후 경과년수에 따른 부부의 연소득 추이	13
[그림 2] 첫 아이 출산이 월소득 격차에 미친 영향 - 국가 별 비교	18

제 1 장 서론

전통적인 관점에서 출산은 부부가 살아가는 과정에서 달성해야 하는 일종의 과업으로 여겨졌다. 일례로 잘 알려진 Evelyn Duvall의 ‘8단계 가족생활주기’에서는 아이의 탄생과 성장, 출가와 같은 사건을 기준으로 가족의 주기 별 기능, 과업에 대해 설명하였고(Duvall 1957), 이후 가족학을 비롯한 여러 사회과학 분야의 연구들이 이러한 관점에 입각해 가족의 특성을 분석하고 가족 단위의 소비나 행태를 설명하고자 하였다(이학식 외 2012). 그러나 최근 생활양식과 사회 환경이 급변하고 사회 구성원들의 가치가 다원화되면서 출산이 가족에게 필수적인 과업이 아니라는 견해가 대두되기 시작했다. 가족생활주기에 대한 현대적 이론에서는 이러한 변화를 반영하여 자녀나 배우자의 유무 등에 따라 다양한 가족 형태를 인정하고 있으며(Hawkins and Mothersbaugh 2011), 실제 우리 사회에서도 의도적으로 아이를 가지지 않고 결혼 생활을 하는 ‘딩크족’들이 등장하여 화제가 되고 있다.

물론 위와 같은 인식 변화가 모든 개개인에게 나타난 것은 아니며 여전히 많은 이들이 부부와 아이로 구성된 가족을 이상적인 형태로 받아들이고 있다. 다만 여기서 주목하고자 하는 점은 바로 출산을 당연히 수행해야 하는 의무로 보는 시각이 줄어들고, 이와 관련된 의사결정에 있어 과거보다 부부의 재량권이 증가했다는 것이다. 즉 다른 의사결정들과 마찬가지로 부부가 출산에 따르는 기회비용을 고려하여 출산과 관련된 ‘선택’을 한다는 것이 더 이상 부자연스러운 행위로 여겨지지 않게 된 것이다. 이 때 사회 내의 평균적인 젊은 부부들과 그들의 출산 전후 행태를 분석함에 있어 다음과 같은 가정을 할 수 있을 것이다.

[가정] 부부는 육아에 필요한 소비재나 교육비 등의 지출, 출산 전후 노

동 공급 조정 과정에서의 임금·경력 손실 등 여러 비용을 고려하여 최적의 결정을 내리고, 서로 간의 명시적 혹은 암묵적인 합의를 통해 그 비용을 분담한다.

이렇듯 출산을 기회비용을 수반하는 의사결정행위로 볼 때 최근의 여성들은 과거보다 높은 기회비용을 지녔을 것으로 생각된다. 여성의 교육수준이 높아지고 성별에 따른 취업제한이 해소되면서 여성의 경제활동 참여율이 높아진 반면 임신과 출산으로 인한 경력 단절이나 승진 제한 등의 문제가 여전히 남아있기 때문이다. 이 때 기존에 경제 활동을 하던 여성의 경우 아이를 낳지 않는다면 노동 시장에 참여해 시장 임금을 얻을 수 있지만 아이를 낳을 경우 육아휴직이나 퇴직, 이직 등으로 낮은 임금을 받게 될 여지가 있어 전업주부보다 출산의 기회비용을 더 크게 느낄 수 있다. 실제로 경력단절을 경험한 여성 중 25% 가량은 임신·출산으로 인해 노동 공급을 중단한 것으로 조사되었으며(통계청 2015), 자녀의 유무에 따른 여성의 임금 차에 관한 연구나(Waldfoegel 1997; Budig and Paula 2001; 최슬기 2009; 허수연·유태임 2011) 출산 전후의 고용 변화 및 노동 시장 복귀에 대한 연구들(김우영 2003; 전은주·유홍준 2009; 김혜원 2011)이 출산으로 인한 임금 손실 또는 노동 공급 조정에 대해 조명한 바 있다.

만일 위와 같은 조정이 합리적인 자원 분배 과정에서 이루어진 것이라면 효율성 면에서의 손실은 그다지 크지 않을 수도 있다. 그러나 아이를 낳았다는 이유만으로 직장에서 페널티가 부여된다거나 능력과 상관없이 부부 중 일방만이 출산으로 인한 노동 공급의 조정을 하게 된다면 인적 자원이 비효율적으로 활용되는 문제가 발생할 것이다. 이러한 맥락에서 기존의 연구들은 아이를 낳은 여성과 그렇지 않은 여성의 임금 및 승진 가능성 등을 비교하거나 출산 전후 부부의 임금 상승률을 비교하는 등의 시도를 하였으며, 출산 시 노동 시장에서 이탈했던 여성들의 복귀 요인에 대해서도 활발한 연구가 이뤄지고 있다. 그렇지만 이러한 연구들

은 노동 시장에서의 변화에 주로 초점을 맞춘 까닭에 부부 사이에서 어떤 기준에 의해 비용 분배가 이뤄지는 지에 대해 충분히 설명하지 못했다는 한계를 지니고 있다. 반면 Angelov et al.(2016)은 스웨덴의 자료를 바탕으로 출산 후 부부의 임금 격차가 증가한 것이 노동 시장에서의 비교우위를 반영한 결과임을 밝혀 다른 연구들과의 차별성을 나타내었다.

이에 본 연구에서는 Angelov et al.(2016)의 연구를 바탕으로 하여 국내에서 출산에 따른 기회비용이 부부 중 누구에 의해 주로 부담되는지, 그것이 비교우위를 반영한 결과인지에 대해 확인하고 출산 후 여성의 노동시장 재진입에 비교우위가 영향을 미칠 수 있을 것인지를 알아보고자 한다. 구체적으로 연구문제 1에서는 출산 전 부부 모두가 임금근로자였던 가정에 대하여 출산 전 임금격차와 출산 후 임금격차를 비교해 봄으로써 부부의 노동 공급 양상에 어떠한 변화가 있는지를 분석하고, 이를 통해 노동시장에서의 임금 손실이라는 기회비용이 주로 누구에 의해 부담되는지 살펴볼 것이다. 또한 연구문제 2에서는 부부 간 비용 분배가 Angelov et al.(2016)에서와 같이 노동시장에서의 비교우위를 반영한 결과인지 여부를 알아보고 그 시사점을 도출하는 것을 목표로 한다. 마지막으로 연구문제 3에서는 여성의 출산 후 노동시장 복귀 여부에 대한 부부 간 임금격차의 영향력을 알아보고 이를 남편이나 여성 본인 소득의 영향력과 비교할 것이다.

이하의 분석에 사용한 자료는 한국노동패널(KLIPS)의 1차년도부터 17차년도까지의 자료로, 이 중 출산 전 부부가 모두 임금근로자였으며 2000년부터 2012년 사이 첫 아이를 출산한 경우를 분석 대상으로 하였다. 2장에서는 첫 아이 출산과 부부의 노동 공급, 기혼 여성의 경력 단절 및 노동 시장 복귀에 관하여 선행 연구들을 검토한다. 다음으로 3장에서는 연구 방법과 자료 및 변수에 대해 소개하고, 4장에서 구체적인 분석 결과에 대해 살펴본다. 이러한 과정에서 출산에 직면한 부부의 노동 공급 조정 양상에 대해 파악함으로써 일·가정 양립 정책에 대한 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

제 2 장 선행연구

출산으로 인한 여성의 임금 손실은 두 가지 유형으로 나누어진다. 첫째, 출산으로 인해 여성의 임금 수준이나 임금증가율이 낮아지는 현상이 나타날 가능성이 있고 둘째, 여성이 출산으로 인해 노동 시장에서 퇴장함에 따라 근로 소득 자체가 사라지는 경력단절이 발생할 수 있다.

이 중 전자에 있어서는 출산 경험이 있는 여성과 그렇지 않은 여성의 임금 차에 대한 연구가 활발히 이루어진 바 있다. Waldfogel(1997)은 NLSY 데이터를 기반으로 자녀가 여성들의 임금에 부정적인 영향을 미치는지 여부에 대해 분석하였다. 그 결과 자녀가 있는 여성은 그렇지 않은 여성보다 낮은 임금을 받고 있었으며, 이러한 임금 차는 출산으로 인한 노동시장에서의 경력 차이로는 완전히 설명할 수 없는 것으로 밝혀졌다. 그는 추가적인 분석을 통해 시간제 근무가 낮은 임금의 원인이 될 수 있음을 밝혔지만 이를 고려하더라도 두 집단 간의 임금 차를 모두 설명할 수는 없었다. Budig and Paula(2001)는 Waldfogel(1997)의 연구에서 더 나아가 아이가 있는 여성들의 경우 자녀 한 명당 약 7%의 임금 페널티가 존재한다고 주장하였다. 이들은 임금 페널티의 약 1/3이 경력 단절이나 시간제 근무, 숙련도의 상실 등에서 발생하며, 나머지 2/3은 생산성의 하락이나 여성 친화적 기업으로의 이직에 따른 임금 조정, 그리고 고용주의 임금 차별에서 비롯되었을 것이라고 주장하였다.

국내의 경우 임정준(2010)은 한국노동패널조사의 자료를 기반으로 HECKIT모형과 고정효과모형을 사용하여 국내 여성 근로자들의 자녀 소유 여부에 따른 임금 차에 대해 분석하였다. 그 결과 6세 미만의 자녀가 있는 경우 2%, 6세에서 18세의 자녀가 있는 경우 8%의 임금차가 존재했으며 정규직인지 여부가 임금격차의 크기에 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 허수연과 유태임(2011)의 연구에서도 자녀의 존재가 여성의 임

금에 부정적인 영향을 미치고 있는 것으로 확인되었다. 이들은 고정효과 모형을 통한 분석에서 자녀로 인한 임금 손실이 시간제 근로자에게서 더 크게 나타났으며, 자녀의 연령 및 수에 따라 최대 20.6%에 이르는 손실이 발생할 수 있음을 밝혔다. 이와 같은 연구들은 여성에게 출산으로 인한 임금 상 페널티가 존재하고 있으며 그 페널티가 출산 후 비교적 장기간 동안 이어질 수 있다는 점, 그리고 자녀의 나이 및 여성의 고용 형태가 주요한 요인이라는 점을 짚어준다.

한편 출산 전후 여성의 노동시장 퇴장이 인적 자원의 활용 측면에서 비효율성을 가져올 수 있는 바, 기혼 여성의 경력단절과 노동시장 재진입 문제에 대해서도 살펴볼 필요가 있다. Klerman and Leibowitz(1990)는 그들의 논문에서 임금률의 상승과 육아의 기회비용으로 인해 과거보다 출산 후 여성의 노동시장 재진입 시기가 빨라졌다고 주장했다. 연구대상 중 약 1/3이 출산 후 3달 내에 경제활동을 하고 있었으며, 75%정도가 출산 후 2년 내에 노동시장에 복귀하였다. 이에 더해 이들은 여성의 노동 시장 복귀 과정에서 친척에 의한 육아 보조가 도움이 된다는 사실을 밝혀내었다. Desai and Waite(1991)는 여성에게 있어 출산 전 1년과 출산 후 2년이 일과 가정 간의 갈등이 가장 심한 시기라고 보고 이 기간 동안의 노동시장 퇴장 여부 및 영향 요인에 대하여 살펴보았다. 이때 고학력, 고임금, 그리고 직업 특정적 훈련을 받은 경우 경력 단절의 기회비용이 크기 때문에 해당 여성들의 퇴직 비율이 그렇지 않은 여성보다 낮은 것으로 밝혀졌다.

김우영(2003)은 결혼과 출산을 기점으로 여성의 취업률 변화를 분석하였다. 그는 학력별로 취업률의 차이가 존재하기는 하나 결혼과 출산 직후 취업률이 하락하고, 이러한 기조가 3~4년 후부터 상승세로 바뀌는 경향이 존재함을 밝혀내었다. 출산 후 재취업을 하는 여성과 관련하여 전은주와 유홍준(2009)은 여성의 학력과 출산 전 직업, 가구 소득이 주요한 원인이 된다고 주장하였다. 한편 이유진과 김의준(2014)은 고학력 여성들에게 초점을 맞추어 노동시장 재진입에 대해 분석하였는데 가게 소

득이 높을수록, 그리고 미취학 자녀가 많을수록 재취업율이 낮아지고 정규직으로서의 경력이 재취업을 촉진시키는 것으로 나타났다. 김지경과 조유현(2003)의 연구에서는 학력과 육아 도우미의 존재, 그리고 전일제 근무 등의 직업적 특성이 여성의 재취업률을 높이는 것으로 나타나 선행연구들과 공통점을 보였다.

위의 연구들이 출산의 기회비용을 파악함에 있어 여성에게 초점을 맞추었다면, 다음의 연구들은 부부의 관점에서 출산의 영향을 분석하였다. Yavorsky, Kamp Dush and Schoppe-Sullivan(2015)는 생애주기의 관점에서 출산 후 부부의 역할 변화에 대해 분석한 결과 동거 커플과 신혼 부부 모두에게서 아이의 출산을 기점으로 전통적인 남녀 간 분업이 나타난다고 주장하였다. 즉 출산을 계기로 남성이 시장 노동을 전담하고 여성이 가사 노동을 전담하는 양상이 나타나는 바, 이를 통해 출산한 여성들의 노동시장 참여가 평균적으로 줄어들 것임을 추측할 수 있다. Loughren and Zissimopolus(2008)은 NLSY의 데이터를 기반으로 결혼과 출산이 부부 각각의 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 출산은 여성의 임금에 유의미하게 부정적인 영향을 미쳤지만 남성의 임금 및 임금 상승률에는 별다른 변화가 발생하지 않았다. 이는 자녀의 존재로 인한 임금 손실이 여성에게서 주로 나타나는 현상임을 다시 한 번 확인시켜주었다. 한편 Angelov et al.(2016)에서는 자녀의 존재로 인한 임금 손실을 ‘부부 간 임금격차의 변화’로 접근하였다. 스웨덴의 행정자료를 바탕으로 출산 전 후의 부부 간 임금격차 변화와 그 요인에 대해 분석한 결과, 부부 간의 임금격차는 출산 시점에 크게 벌어지고 이후 장기간동안 그 크기가 유지되는 것으로 나타났다. 또한 교육 수준과 상대임금 수준을 고려했을 때 이러한 임금격차는 노동시장에서의 비교우위를 반영하고 있다고 볼 수 있었다.

제 3 장 연구 방법과 자료

제 1 절 연구문제 및 연구방법

본 연구에서는 다음과 같은 연구문제에 대해 다루고자 한다. 첫째, 출산 후 시간이 흐름에 따라 부부 간 임금격차의 크기가 어떻게 변하는지 살펴본다. 이를 통해 출산 후 부부의 상대적인 소득 변화 양상을 파악하고, 출산의 기회비용이 주로 누구에 의해 부담되는지를 가늠할 것이다. 둘째, 이러한 임금격차의 변화가 노동시장에서의 비교우위에 의한 것인지에 대해 검토한다. 이를 위해 선행연구에서와 같이 교육 및 상대임금의 관점에서 기회비용 부담의 분배가 이뤄졌는지를 판단할 것이다. 셋째, 부부 간 임금격차가 출산 후 여성의 노동시장 복귀 여부에 유의미한 영향력을 미치는지 알아보고, 기존 연구들의 결과와 비교해본다.

이 중 연구문제 1과 관련하여 아래와 같이 Angelov et al.(2016)의 연구 모형을 도입하였다.

$$y_{tci} = \alpha + \sum_{j=-2}^7 \alpha_j 1[t=j] + \sum_{k=2000}^{2014} \psi_k 1[c=k] + \beta_1 y_{t-2,ci} + \beta_2 x_{t-2,i} + u_{tci}$$

여기서 t 는 출산 후 경과년수, c 는 관측년도, i 는 i 번째 부부를 가리키며 종속변수인 y_{tci} 는 c 년도에 출산 후 t 년이 경과한 i 번째 부부의 임금 격차를, $y_{t-2,ci}$ 는 출산 2년 전 i 번째 부부의 임금 격차를 의미한다. 이때 임금 격차는 남편과 아내의 소득 각각을 로그 변환해 그 차를 구한 것으로서 아내 소득에 대한 남편의 상대소득을 로그값으로 나타낸 것과 같다.

$$y_{tci} = \log(\text{남편의 소득})_{tci} - \log(\text{아내의 소득})_{tci} = \log\left(\frac{\text{남편의 소득}}{\text{아내의 소득}}\right)_{tci}$$

주요 관심변수인 α_j 는 출산 후 경과년수가 부부 간 임금격차에 미치는 영향력을 의미하며 $x'_{t-2,i}$ 는 출산 2년 전 부부의 학력과 연령 차를, ψ_k 와 u_{tci} 는 각각 연도별 충격과 오차항을 나타낸다.

한편 스웨덴의 경우 다른 나라에 비해 비교적 빠른 1970년대에 육아 휴직제도가 도입되었기 때문에 Angelov et al.(2016)의 연구 배경인 1990년대 무렵에는 해당 제도가 사회 내에 완전히 자리를 잡고 있었다. 반면 우리나라의 육아휴직급여제도는 2001년 11월에 도입되어 사실상 2002년 이후에 첫 아이를 낳은 부부들부터 혜택을 받을 수 있었다. 따라서 이러한 제도의 도입에 따른 차이가 존재할 수 있다고 판단해 아래와 같이 2002년 이후 첫 출산을 하였는지를 나타내는 더미변수 d_{2002} 를 추가하였다.

$$y_{tci} = \alpha + \sum_{j=-2}^7 \alpha_j 1[t=j] + \sum_{k=2000}^{2014} \psi_k 1[c=k] + \beta_1 y_{t-2,ci} + \beta_2 x_{t-2,i} + d_{2002} + u_{tci}$$

여기서 주의할 점은 Angelov et al.(2016)의 연구와 동일한 가정을 적용할 수 있는지 여부이다. 이들은 분석에 있어 첫 출산이라는 사건이 없었다면 부부의 시간 별 임금 변화 경로에 별다른 변화가 없었을 것이라는 가정을 도입하였다. 즉 임금격차의 변화가 다른 외부적 요인이 아닌 출산에 의한 것이어야 하며, 이러한 경우에만 위의 추정식이 의미를 가지게 된다. 그런데 위의 가정은 한국의 자료를 분석함에 있어서도 그대로 적용될 것으로 판단된다. 국내 노동시장에서 출산 시점과 비슷한 시기에 갑자기 어떤 외부적 요인이 작용하여 여성임금의 시간 경로만 변화시킬 가능성은 낮다고 판단되기 때문이다. 설사 그러한 가능성이 존재

하더라도 이것을 보편타당하게 받아들이기는 힘들 것이며, 다음 장의 [그림 1] 역시 가정한 바를 뒷받침한다. 이에 대한 자세한 언급은 해당 부분에서 계속하도록 한다.

한편 연구문제 2에서는 부부 간 임금격차의 변화가 노동시장에서의 비교 우위를 반영한 결과인지를 확인한다. 이에 Angelov et al.(2016)과 같이 교육 수준과 상대임금에 근거해 노동시장에서의 비교우위 적용 여부를 검토하였다. 교육 수준의 경우 남녀 각각을 저학력과 고학력으로 나누고 매칭된 유형에 따라 α_j 의 크기를 비교하였다. 이에 더해 상대임금의 경우 출산의 영향력이 없었던 출산 2년 전의 $y_{t-2,ci}$ 를 기준으로 전체 집단을 총 4개 그룹으로 나누고, 상대임금의 수준별로 α_j 가 어떻게 나타나는지를 살펴보았다.

마지막으로 연구문제 3에서는 부부 간 임금격차의 크기가 여성의 노동 시장 복귀에 영향을 미치는지에 대해 검토한다. 이에 다음과 같은 모형에 근거해 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

$$Y_i = \alpha + \beta_1 x_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 J_{t-2,i} + u_i$$

Y_i 는 출산 후 12개월, 24개월 내에 여성이 노동시장에 복귀하였는지 여부를 의미하는 종속변수이다. 한편 x_i 는 임금 관련 변수로서 출산 시 남편의 소득과 출산 전 여성의 소득, 그리고 출산 전 부부 간 임금격차를 연소득과 월소득 각각을 기준으로 산정, 총 6가지 경우에 대해 분석을 진행한다. 다음으로 여성의 인적 특성을 Z_i , 2년 전 근무했던 직장과 관련된 변수들을 $J_{t-2,i}$ 에 반영하였으며 u_i 는 오차항에 해당된다. 이 과정에서 Z_i 와 $J_{t-2,i}$ 는 여성의 노동시장 재진입과 관련된 선행연구들을 고려하여 연령과 학력, 그리고 직장의 크기와 고용된 유형으로 구성하였다.

제 2 절 자료 및 변수

본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS)의 1차년도부터 17차년도까지의 조사 자료를 사용하여 분석을 진행하였다. 한국노동패널조사는 한국노동연구원에 의해 1998년부터 2016년 현재까지 진행되고 있는 조사로서 가족형성과 가구의 소득·소비 및 생활 양상, 각 구성원의 노동시장 참여 행태, 직업력 등에 대한 정보를 제공한다. 국내의 다른 패널 조사에 비해 조사 기간이 길고 매해마다 조사가 이루어진다는 점, 그리고 개인의 노동 관련 정보를 자세히 담고 있다는 점에서 본 연구의 목적에 적합한 자료라고 판단되었다.

분석 대상은 2000년부터 2012년 사이에 첫 아이를 낳은 부부로서, 결혼 2년 전 남녀 모두가 임금근로자로서 경제활동을 하고 있던 경우에 한정하였다. 즉 ① 부부 간의 소득격차를 측정할 수 있고 ② 그 소득이 노동 시장의 평가에 기반한 것으로서 비교적 일정한 추이를 지니고 있으며 ③ 출산의 영향력이 거의 없다고 보이는 $y_{t-2,ci}$ 를 얻을 수 있는 경우에 대해 분석하고자 하였다. 이에 따라 2000년부터 2012년 사이에 첫 아이를 낳은 888 쌍의 매칭 된 부부 중 최종적으로 109쌍의 부부가 분석 대상에 선정되었다.

[표 1] 기초 통계 분석 - 기간 간 첫 아이를 출산한 부부

	기간 내 첫 아이를 출산한 부부			
	해당 연도에 첫 아이를 출산한 전체 부부			출산 2년 전 부부 모두 근로 소득이 있었던 경우
출산시기	2000	2012	2000~2012	2000~2012
출산 시 남편 연령	30.15 (4.03)	32.69 (3.00)	31.71 (3.81)	32.75 (3.43)
출산 시 아내 연령	27.15 (4.24)	30.55 (2.88)	29.14 (3.56)	30.43 (3.26)
부부의 연령차	3 (2.69)	2.15 (2.78)	2.57 (3.12)	2.31 (2.47)

출산 시 남편 교육연수	13.09 (3.30)	14.77 (2.00)	14.35 (2.40)	14.54 (2.01)
출산 시 아내 교육연수	13.09 (2.09)	14.4 (2.25)	13.98 (2.14)	14.39 (2.01)
부부의 교육연수 차	0 (2.80)	0.37 (2.20)	0.37 (2.24)	0.15 (2.00)
남편 월소득	110.58 (52.60)	206.98 (84.63)	174.49 (114.37)	187.16 (87.03)
아내 월소득	32.04 (58.12)	63.72 (99.47)	55.46 (117.40)	86.05 (100.34)
부부의 월소득 차	78.54 (76.82)	143.26 (114.45)	118.02 (151.78)	101.11 (112.47)
남편 연소득	1901.20 (756.46)	2952.35 (1125.4)	2582.51 (1231.36)	2847.41 (1235.657)
아내 연소득	479.03 (856.08)	865.49 (1346.66)	724.42 (1462.08)	1165.81 (1353.3)
부부의 연소득 차	1422.172 (1185.65)	2086.87 (1562.22)	1858.08 (1782.79)	1681.60 (1534.66)
매치된 부부 (쌍)	55	75	888	109

표에 제시된 자료는 해당 집단의 평균값으로, 괄호 안 숫자가 표준편차를 의미한다.
한편 소득자료의 단위는 만원이며 2010년 기준 가치로 환산하였다.

[표 1]은 2000년부터 2012년 사이에 첫 아이를 낳은 전체 부부와 이중 출산 2년 전 소득이 있었던 부부에 대한 대략적인 개요를 담고 있다. 시작점과 끝점을 비교해볼 때 남녀 모두 첫 출산 당시의 연령이 증가하였으며, 교육연수가 1년 정도 늘고 월소득이 약 2배에 가까워진 것을 볼 수 있다. 한편 분석 대상의 경우 부부의 연령 차와 교육연수, 교육연수 차이가 1열과 2열의 값 사이에 있었으며, 남편의 연령만 약간 더 높게 나타난 것으로 확인되었다. 그러나 임금격차 분석에는 연령이 아닌 연령차를 사용하였기 때문에 인구통계학적 변수에 있어 기간 내 첫 아이를 출산한 전체 부부와 분석 대상 부부 간의 차이가 존재한다고 보기 힘들었다. 반면 아내의 연소득 및 월소득 수준은 분석 대상 집단에서 높게 나타났다. 1열과 2열이 결혼 후 경제활동을 하지 않는 여성들까지 포함한 결과인 것을 고려하면 이러한 차이는 자연스러운 것으로 해석할 수 있다.

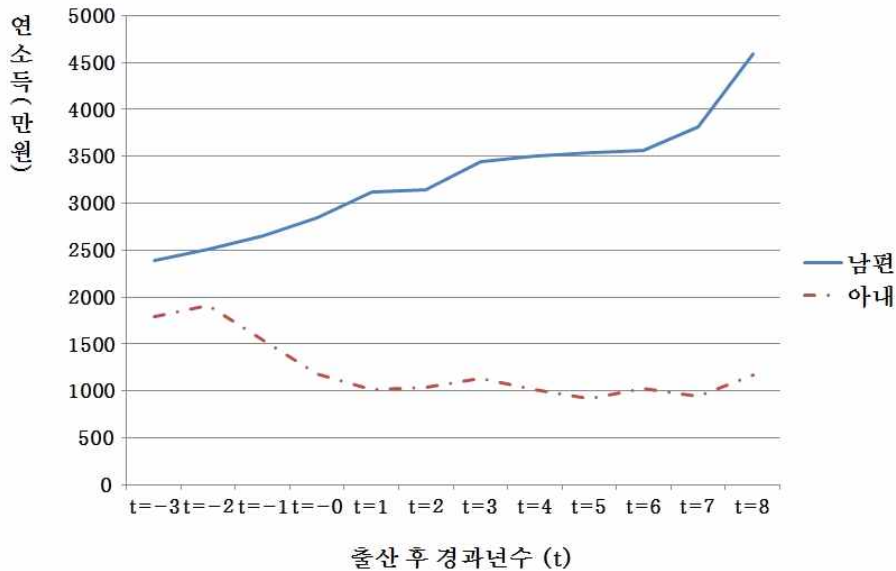
제 4 장 분석 결과

제 1 절 출산 후 경과기간에 따른 부부 간 임금 격차

본격적인 분석에 앞서 Angelov et al.(2016)과 같이 출산이 없었더라면 부부의 임금 경로가 일정하게 유지되었을 것이라는 가정의 타당성을 확인하기 위해 출산 전후의 부부의 연소득 추이를 그래프로 확인하였다. 다음의 [그림 1]은 출산 전 3년부터 출산 후 8년까지 남편과 아내 각각의 연소득이 변화한 추이를 보여준다. 출산 3년 전과 출산 2년 전의 부부 간 연소득 차는 약 500만원~600만원으로 비교적 일정하게 유지된다. 그러나 남편의 연소득이 전반적으로 상승세를 이어감에 반해, 아내의 연소득은 출산 1년 전부터 하락하기 시작해 출산 후 1년부터 8년에 이르는 기간 동안 1000만원 선에서 머무르는 모습을 보였다. 이에 따라 다음과 같은 추측이 가능하다. 첫째, 출산 전후 소득 추이의 변화가 아내에게서 나타난다는 것은 노동시장에서 지불하게 되는 기회비용이 성별로 다르게 나타남을 의미한다. 즉 노동 소득의 상실은 여성에게서 주로 나타나는 현상이며, 이들의 주된 역할이 시장 노동에서 가사 노동으로 옮겨가는 형태로 부부 간 역할 재조정이 이뤄졌을 것이라고 추측할 수 있다. 둘째, 아내의 소득 변화가 출산 1년 전 부터 나타나기 시작했음을 고려할 때 노동공급의 조정과 출산 사이에 어느 정도 시간차가 있을 것으로 보인다. 즉 출산이 이루어지기 1년 전부터 노동 시장에서 휴직이나 퇴직을 하는 여성들이 상당수 존재할 가능성이 높다. 이는 이어질 분석에서 Angelov et al.(2016)가 사용했던 출산 1년 전의 임금격차가 아닌 출산 2년 전의 임금격차를 통제변수로 사용하는 것에 어느 정도의 타당성을 부여할 것으로 판단된다. 마지막으로 그래프 상에서의 임금격차가 시간이 흘러도 좁혀지지 않는 것으로부터 출산이 부부의 임금격차에 미치는 효

과가 비교적 장시간동안 이어질 것이라고 추측할 수 있다.

[그림 1] 출산 후 경과년수에 따른 부부의 연소득 추이



[표 2] 경과년수 별 관측수

경과년수	t=-3	t=-2	t=-1	t=-0	t=1	t=2	t=3	t=4	t=5	t=6	t=7	t=8
관측수 (쌍)	35	109	100	101	102	97	87	72	63	58	50	39

다음으로 3장에서 제시한 식 (1)에 근거해 2000년~2012년 사이 첫 아이를 출산한 부부들에 대하여 출산이 임금격차 변화에 미친 영향을 살펴본 결과 [표 3]을 얻었다. 모형 (1)은 어떠한 통제변수도 포함하지 않은 분석 결과를, 모형 (2)는 관측연도를 통제한 경우의 분석 결과를 보여준다. 또한 모형 (3)과 모형 (4)에서는 각각 출산 전 부부의 연령 차와 학력 차를 반영하였으며, 모형 (5)에서는 연령과 학력 모두를 통제하여 분석을 진행하였다. 마지막으로 국내에서의 육아휴직급여제도 도입 시점을 고려하여 식(2)와 같이 분석한 결과가 모형 (6)에 나타나 있다.

[표 3] 출산 후 경과년수에 따른 부부 간 연소득 격차

변수	모형 (1) (기본모형)	모형 (2) (모형(1) + 관측연도)	모형 (3) (모형(2) + 학력 차)	모형 (4) (모형(2) + 연령 차)	모형 (5) (모형(2) + 학력·연령 차)	모형 (6) (모형(5) + 육아휴직 도입 더미)
t=-2	0.106 (0.280)	0.116 (0.293)	0.0903 (0.288)	0.125 (0.305)	0.102 (0.301)	0.0788 (0.299)
t=-1	1.812*** (0.432)	2.077*** (0.452)	2.059*** (0.448)	2.093*** (0.459)	2.077*** (0.455)	2.034*** (0.459)
t=0	3.650*** (0.462)	3.912*** (0.481)	3.887*** (0.477)	3.946*** (0.486)	3.922*** (0.482)	3.858*** (0.497)
t=1	4.376*** (0.463)	4.857*** (0.492)	4.817*** (0.488)	4.904*** (0.496)	4.867*** (0.492)	4.792*** (0.513)
t=2	4.226*** (0.507)	4.715*** (0.537)	4.678*** (0.533)	4.771*** (0.544)	4.736*** (0.540)	4.651*** (0.564)
t=3	3.955*** (0.526)	4.526*** (0.546)	4.488*** (0.542)	4.634*** (0.549)	4.598*** (0.545)	4.505*** (0.572)
t=4	3.997*** (0.542)	4.564*** (0.574)	4.546*** (0.571)	4.658*** (0.581)	4.640*** (0.578)	4.534*** (0.612)
t=5	4.438*** (0.576)	5.102*** (0.602)	5.086*** (0.597)	5.177*** (0.600)	5.161*** (0.595)	5.048*** (0.630)
t=6	4.393*** (0.623)	5.117*** (0.662)	5.113*** (0.659)	5.249*** (0.655)	5.243*** (0.652)	5.119*** (0.704)
t=7	4.737*** (0.609)	5.527*** (0.649)	5.516*** (0.646)	5.673*** (0.642)	5.661*** (0.639)	5.526*** (0.694)
2년 전 임금격차	2.398*** (0.307)	2.495*** (0.311)	2.499*** (0.312)	2.658*** (0.309)	2.658*** (0.310)	2.661*** (0.310)
관측연도		O	O	O	O	O
학력차			O		O	O
연령차				O	O	O
D ₂₀₀₂						O
상수	-0.518 (0.285)	-0.540 (0.312)	-0.487 (0.354)	-0.0754 (0.389)	-0.0348 (0.386)	-0.0259 (0.386)
R ²	0.218	0.238	0.240	0.247	0.249	0.249
Adjusted R ²	0.208	0.214	0.215	0.222	0.223	0.222
관측수	874	874	874	874	874	874

robust standard errors

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

[표 3]에서 볼 수 있듯, 모든 모형에서 출산 후 경과기간이 임금격차에 미치는 영향은 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 관측연도를 통제한 모형 (2) ~ 모형 (6)의 경우 출산 후 경과기간이 임금격차에 미치는 영향은 비교적 일관된 값을 보였다. 예를 들어 첫 아이를 출산한 해의 베타값은 3.86~3.95의 값을 보였는데, 이는 통제변수의 조합과 무관히 출산으로 인해 부부 간 연소득 격차가 3.92 log point (4940%p) 정도 크게 나타났음을 의미한다.

한편 조정된 R^2 값에 따른 모형의 설명력은 모형 (5)의 경우 0.223으로 가장 높았으며, 더미변수(D_{2002})를 넣은 모형 (6)의 경우 설명력이 0.222로 모형 5보다 약간 낮았다. 또한 더미변수가 임금격차에 미치는 영향은 유의미하지 않은 것으로 나타난 바, 이후의 분석에서는 모형 (5)를 집단 간 비교의 기준으로 삼았다.

경과기간에 따른 추이를 살펴보면 출산이 이뤄진 다음해를 기점으로 베타값이 조금씩 줄어들다가 출산 후 4년째부터 다시 증가하는 것을 볼 수 있다. 즉 출산이 부부 간 임금격차에 미치는 영향은 출산 후 3년이 지나더라도 줄어들지 않으며, 오히려 점차 증가하여 출산 후 7년째에는 5.66 log point (28615%p) 정도에 이르는 것을 볼 수 있다. 이는 출산의 영향력이 장기간 지속된다는 선행연구들(임정준 2010; 허수연·유태임 2011)과 같은 맥락이라고 볼 수 있다. 즉 출산 후 초반에는 노동시장에 복귀하지 않는 여성들로 인하여 여성의 평균적 소득이 감소하고, 후반부에는 이에 더해 자녀의 존재에 의한 임금 페널티나 육아로 인한 노동 시장 이탈, 시간 활용이 용이한 저임금 직장으로의 이직 등이 나타날 것으로 추측할 수 있다. 다만 표본의 선정 과정에서 볼 수 있듯 selection의 문제가 나타날 수 있기 때문에 a_j 의 크기를 해석함에 있어 주의가 요구된다.

이러한 양상은 부부 간 월소득 격차의 경우에도 유사하게 나타난다. [표 4]에 제시된 바와 같이 월소득 격차에 대한 출산 후 경과년수의 영향력은 연소득 격차의 경우보다 전반적으로 낮은 값을 보인다. 이는 선행연구와 동일한 양상으로(Angelov et al. 2016), 개인의 노동시간이 모

두 동일하다는 가정 하에 산출된 값임에서 비롯된 차이로 볼 수 있다. 즉 출산 후 여성 중 비경제활동인구가 많아졌음을 감안할 때 남성의 한 달 간 총 노동시간을 156시간으로 조정한 것이 부부 간 소득격차의 변화 폭을 줄인 것으로 생각된다.

이에 더해 모형 간 a_j 의 변동폭은 연소득의 경우보다 크게 나타나나, 여전히 어느 정도 수준의 일관성을 갖추고 있다고 볼 수 있었다. 월소득 격차의 경우에도 연도별 출산 경과년수의 영향력은 1%에서 수준에서 유의했으며 모형 5의 설명력이 가장 높게 나타났다. 또한 경과기간에 따른 영향력의 크기는 출산 후 1년부터 점차 감소하다가 4년째에 다시 증가하기 시작해, 연소득의 경우와 유사한 양상을 보였다.

[표 4] 출산 후 경과년수에 따른 부부간 월소득 격차

변수	모형 (1) (기본모형)	모형 (2) (모형(1)+ 관측연도)	모형 (3) (모형(2)+ 학력 차)	모형 (4) (모형(2)+ 연령 차)	모형 (5) (모형(2)+ 학력·연령 차)	모형 (6) (모형(5)+육아 휴직 도입 더미)
t=-2	0.277 (0.216)	0.280 (0.225)	0.260 (0.223)	0.283 (0.230)	0.265 (0.227)	0.259 (0.228)
t=-1	1.362*** (0.309)	1.531*** (0.324)	1.518*** (0.321)	1.540*** (0.327)	1.528*** (0.325)	1.518*** (0.329)
t=0	2.591*** (0.330)	2.769*** (0.346)	2.750*** (0.344)	2.789*** (0.348)	2.771*** (0.346)	2.755*** (0.357)
t=1	3.071*** (0.328)	3.381*** (0.349)	3.352*** (0.347)	3.409*** (0.350)	3.380*** (0.348)	3.362*** (0.364)
t=2	2.992*** (0.355)	3.311*** (0.376)	3.284*** (0.374)	3.344*** (0.379)	3.318*** (0.377)	3.298*** (0.393)
t=3	2.835*** (0.370)	3.190*** (0.384)	3.163*** (0.382)	3.254*** (0.384)	3.227*** (0.382)	3.204*** (0.401)
t=4	2.935*** (0.381)	3.288*** (0.403)	3.276*** (0.402)	3.343*** (0.407)	3.331*** (0.405)	3.305*** (0.427)
t=5	3.233*** (0.409)	3.650*** (0.426)	3.641*** (0.423)	3.697*** (0.425)	3.688*** (0.421)	3.660*** (0.444)
t=6	3.206*** (0.441)	3.662*** (0.465)	3.662*** (0.463)	3.741*** (0.460)	3.740*** (0.459)	3.710*** (0.497)

t=7	3.437*** (0.429)	3.941*** (0.455)	3.936*** (0.453)	4.030*** (0.450)	4.023*** (0.449)	3.991*** (0.485)
2년 전 임금격차	1.471*** (0.188)	1.541*** (0.190)	1.565*** (0.190)	1.635*** (0.188)	1.656*** (0.188)	1.655*** (0.188)
관측연도		O	O	O	O	O
학력차			O		O	O
연령차				O	O	O
D ₂₀₀₂						O
상수	-0.366 (0.215)	-0.245 (0.165)	-0.205 (0.185)	0.0489 (0.226)	0.0824 (0.211)	0.0846 (0.211)
R ²	0.216	0.235	0.237	0.242	0.244	0.244
Adjusted R ²	0.206	0.210	0.212	0.217	0.218	0.217
관측수	874	874	874	874	874	874

robust standard errors

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

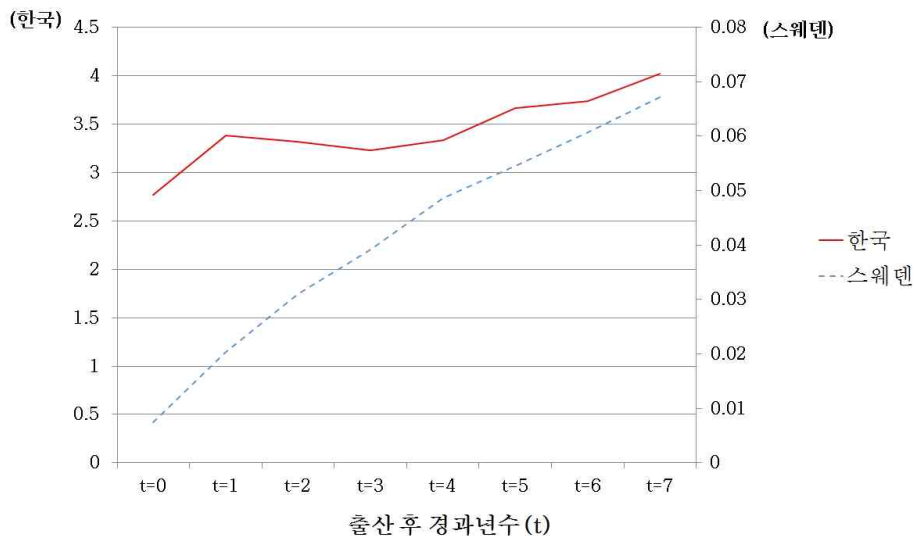
이러한 결과는 Angelov et al.(2016)과 비교했을 때 크게 두 가지의 차이점을 가진다. 첫째, Angelov et al.(2016)의 분석에서 시간이 경과됨에 따라 연소득 격차에 대한 영향력은 감소 추세를, 월소득 격차에 대한 영향력은 증가 추세를 보였다. 그러나 본 연구의 분석에서는 두 경우 모두 시간에 따라 영향력이 점차 증가하는 추세를 보여 연소득 격차에 대한 분석 결과가 서로 상반되는 양상을 보였다. 둘째, 스웨덴의 경우에 비해 국내 데이터를 사용한 경우 출산 후 경과년수가 부부 간 임금격차에 미치는 영향력이 크게 측정되었다. 이는 연소득 격차 분석과 월소득 격차 분석 모두에서 공통적으로 드러난 차이점이었다.

첫 번째 문제에 대한 해답은 종속 변수에 대한 조작 방법의 차이로부터 얻을 수 있다. 선행 연구에서 연소득은 해당 연도에 각 개인이 얻은 총 세전 근로소득의 크기로 정의되었다(Angelov et al. 2016). 이 때 데이터는 스웨덴의 행정자료에서 비롯된 것이었기 때문에, 개인의 노동시장 진입·이탈이나 근로소득의 변동이 있었더라도 이를 정확히 반영할 수 있었다. 반면 한국노동패널에서는 작년 한 해 해당 가구의 총 근로소득과 개인이 현재 일자리에 있는 월평균 임금에 대한 정보를 제공하고

있으며, 전자의 경우에도 가구원 별 근로소득의 크기를 알 수 없었다. 따라서 본 연구에서는 연소득을 개인의 월평균 임금에 12를 곱한 값으로 추정하고 이를 분석에 활용하였다. 그러므로 위의 분석에서 연소득 격차에 대한 출산의 영향력 변화는 선행연구와 다르게 월소득 격차의 경우와 유사한 경로를 가지는 것이 자연스럽다고 할 수 있다.

다음으로 모형 (5)를 기준으로 한 월소득 분석에서 한국과 스웨덴의 α_j 값을 비교해보면 [그림 2]과 같다

[그림 2] 첫 아이 출산이 월소득 격차에 미친 영향 - 국가 별 비교



한국의 경우 첫 아이를 출산한 해에 2.771 (log point), 7년 후 4.023(log point)의 값을 보였다. 반면 Angelov et al.(2016)에서 동일한 통제 변수군을 사용하여 총 18년 간의 임금격차 변화에 대해 분석한 결과 첫 아이를 출산한 해의 영향력이 0.00753(log point), 7년 후의 영향력이 0.0672(log point)로 추정되었다. 한국의 추정치가 상대적으로 큰 변동폭을 보이기는 하나, 두 연구 모두에서 임금격차 변화에 대한 출산의 영향력은 점차 커지는 것으로 나타났다. 그러나 스웨덴에 비해 한국의 데이터에서 그 영향력의 크기가 상당히 높게 추정되었는데, 이와 관련하여

1) 분석에 사용된 표본의 크기 문제, 2) 한국과 스웨덴의 일·가정 양립 정책과 노동시장의 유연성 차이를 가능한 원인으로 생각할 수 있다.

우선 Angelov et al.(2016)의 분석에 사용된 표본 수(368,122쌍)에 비해 본 연구의 분석에 사용된 표본 수가 적음(109쌍)은 명백하다. 그러나 앞서 기초 통계량 분석 결과에서 살펴본 바와 같이 분석에 사용된 표본이 출산기 단계에 있는 일반적인 부부와 크게 다르다고 볼만한 근거가 없어, 적은 표본 수로 인한 bias가 있었다고 보기에는 어려움이 있다.

이보다 설명력 있는 가설은 아마도 기혼 여성의 노동시장 복귀와 연관된 시장 환경의 차이일 것이다. 스웨덴의 육아휴직제도가 1974년에 도입되었고 선행연구에서 1990년~2002년 사이 첫 아이를 출산한 부부들에 대해 분석했음을 고려한다면, 분석 대상이 된 부부들은 이미 일·가정 양립정책이 어느 정도 자리 잡은 환경에서 경제 활동을 하였을 것이라고 추측할 수 있다. 반면 우리나라의 경우 육아휴직급여제도가 2001년에 도입되었으며 출산 휴가, 배우자 육아휴직 등의 일·가정 양립정책이 차례로 도입되고 있는 단계에 위치해 있다. 그러므로 한국에서 기혼 여성의 노동 시장 복귀는 스웨덴보다 제한되어 있을 것으로 생각되며, 이로 인해 출산 후 비경제활동인구로 머물고 있는 여성 비율이 높아 출산의 임금격차에 대한 영향력 역시 크게 나타났을 것이라고 추측할 수 있다. 이러한 가설을 확인하기 위해서는 추후 일·가정 양립정책과 노동시장 유연성이 유사한 다른 국가들에 대하여 추가적인 분석을 시도해보는 것이 의미가 있을 것이다.

제 2 절 노동시장에서의 비교우위와 임금격차 변화

이 절에서는 부부 간 임금격차가 가정 내 비교우위에 의한 것인지를 부부의 교육 수준과 상대임금 두 가지 측면에서 살펴보고자 한다. Angelov et al.(2016)에서는 두 경우 모두로부터 부부 간 임금격차가 노동 시장에서의 비교 우위와 연관되어 있다는 결론을 도출해내었다. 그러나 이와 유사한 방법을 사용하여 국내 데이터를 분석했을 때, 교육 수준 및 상대임금에 따른 비교우위는 부부 간 임금격차를 설명하는데 한계를 보였다.

학력이 높을수록 노동 시장에서 비교우위가 있다고 가정한다면 남편과 아내 중 누구의 학력이 높은지에 따라 출산 후 시장 노동을 조정하는 양상이 다르게 나타날 것이다. 이에 Angelov et al.(2016)에서 시도한 바와 같이 개인들의 학력에 따라 그룹을 나누고 부부 간 조합에 따라 임금격차 변화에 대한 출산의 영향력이 어떻게 나타나는지를 살펴보았다. 단, 분석 대상의 수를 고려하여 학력을 전문대 이하와 4년제 대학 이상의 두 가지 경우로 분류하였다. 이 경우 출산 2년 전 부부의 연령 차와 학력 차, 소득격차, 관측연도를 통제한 경우를 모형 1, 연령 차와 소득격차, 관측연도를 통제한 상태에서 부부가 모두 전문대 이하인 경우를 모형 2, 남편이 4년제 이상이고 아내가 전문대 이하인 경우를 모형 3, 남편이 전문대 이하이고 아내가 4년제 이상인 경우를 모형 4, 부부가 모두 4년제 이상인 경우를 모형 5라 한다.

다음의 [표 5]에서 볼 수 있듯 비록 모형 (3)의 경우 일부 구간에서 유의미한 값이 도출되지 않았긴 했으나, 전반적으로 출산이 부부 간 임금격차에 미치는 영향력은 유의미한 것으로 나타났다. 한편 여성이 남성보다 더 많은 교육을 받은 모형 (4)에 있어 출산의 영향력은 유의미하게 양의 값을 가지고 있으며 그 값이 기준 모형인 모형 (1)보다도 큰 것으로 나타났다.

[표 5] 출산 후 경과년수에 따른 소득 격차 - 부부의 학력 조합

변수	모형 (1) (모든 통제변수)	모형 (2) 부부 모두 전문대 이하	모형 (3) 남편-4년제 이상 아내-전문대 이하	모형 (4) 남편-전문대 이하 아내-4년제 이상	모형 (5) 부부 모두 4년제 이상
Panel A : 연소득 격차					
t=-2	0.102 (0.301)	0.0136 (0.363)	0.646 (0.913)	0.270 (1.443)	-0.293 (0.653)
t=-1	2.077*** (0.455)	2.263** (0.740)	1.714 (1.225)	2.037 (1.347)	1.126 (0.810)
t=0	3.922*** (0.482)	3.941*** (0.748)	3.297** (1.126)	5.068* (2.039)	3.057*** (0.871)
t=1	4.867*** (0.492)	5.299*** (0.669)	3.664** (1.298)	5.895*** (1.541)	3.910*** (1.039)
t=2	4.736*** (0.540)	5.375*** (0.715)	2.686 (1.356)	5.311** (1.733)	4.046*** (1.123)
t=3	4.598*** (0.545)	4.761*** (0.717)	4.267* (1.704)	6.078*** (1.552)	3.453** (1.120)
t=4	4.640*** (0.578)	4.441*** (0.789)	2.978 (1.704)	5.711 (2.923)	4.231*** (1.116)
t=5	5.161*** (0.595)	4.900*** (0.808)	2.438 (1.880)	9.317*** (1.605)	4.222*** (1.239)
t=6	5.243*** (0.652)	4.499*** (1.020)	4.447* (1.787)	7.814*** (1.665)	4.453*** (1.267)
t=7	5.661*** (0.639)	5.100*** (0.890)	5.709** (1.819)	7.123** (2.198)	4.594** (1.411)
2년 전 임금격차	2.658*** (0.310)	2.266*** (0.472)	5.961*** (1.324)	5.474* (2.665)	2.408*** (0.510)
상수	-0.0348 (0.386)	-0.549 (0.566)	-1.488 (0.906)	-1.085 (1.358)	0.208 (0.588)
R ²	0.249	0.252	0.466	0.478	0.236
Adjusted R ²	0.223	0.192	0.288	0.157	0.162
관측수	874	374	113	72	315
Panel B : 월소득 격차					
t=-2	0.265 (0.227)	0.636 (0.406)	0.292 (0.533)	0.593 (1.004)	-0.202 (0.391)
t=-1	1.528*** (0.325)	2.077*** (0.586)	0.997 (0.849)	1.709 (1.108)	0.768 (0.540)

t=0	2.771*** (0.346)	3.177*** (0.595)	1.988* (0.823)	3.510* (1.479)	2.106*** (0.574)
t=1	3.380*** (0.348)	4.036*** (0.560)	2.276** (0.833)	3.721** (1.217)	2.670*** (0.679)
t=2	3.318*** (0.377)	4.196*** (0.583)	1.634 (1.012)	3.346* (1.361)	2.721*** (0.709)
t=3	3.227*** (0.382)	3.778*** (0.587)	2.745* (1.252)	3.954** (1.254)	2.329** (0.749)
t=4	3.331*** (0.405)	3.590*** (0.629)	1.714 (1.215)	3.770 (1.988)	3.021*** (0.721)
t=5	3.688*** (0.421)	3.901*** (0.656)	1.772 (1.379)	5.948*** (1.485)	3.028*** (0.817)
t=6	3.740*** (0.459)	3.665*** (0.777)	3.308** (1.248)	4.701** (1.498)	3.137*** (0.816)
t=7	4.023*** (0.449)	4.085*** (0.706)	4.148** (1.294)	4.243* (1.595)	3.207*** (0.944)
2년 전 임금격차	1.656*** (0.188)	0.997** (0.313)	2.344** (0.817)	3.333 (2.210)	1.776*** (0.301)
상수	0.0824 (0.211)	-0.670 (0.403)	-0.346 (0.550)	-1.679 (1.468)	0.211 (0.370)
R ²	0.244	0.239	0.410	0.480	0.243
Adjusted R ²	0.218	0.177	0.214	0.161	0.169
관측수	874	374	113	72	315

robust standard errors

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

이러한 분석결과는 출산으로 인한 임금격차의 변화가 교육에 따른 비교우위를 반영한 것이 아님을 보여준다. 만일 교육 수준에 의한 비교우위가 적용되었다면 상대적으로 고학력인 여성보다 저학력인 남성이 가사, 육아 등을 맡는 것이 합리적이며 이 경우 출산 후 부부 간 임금격차가 줄어드는 양상을 보였어야 할 것이다. 실제로 이는 Angelov et al.(2016)에서의 결과와 상반되는 것으로서, 이들의 연구에서는 여성이 남성보다 고학력인 경우 α_j 가 유의미하게 음의 값을 가지는 것으로 밝혀

졌다. 그러나 위의 [표 5]가 보여주듯 국내의 경우 학력 수준과 관계없이 출산 후 여성이 노동을 조정함으로써, 고학력 여성들이 상당한 임금 손실을 겪게 되는 것으로 보여진다. 다만 분석에 사용된 관측수가 크지 않은 만큼 위와 같은 해석에 주의가 요구된다.

한편 노동시장에서의 비교우위를 가늠할 수 있는 또 다른 척도로 상대임금을 들 수 있다. 만일 출산 후 시장 노동의 조정이 비교우위를 반영한 결과라면 여성 대비 남성의 상대임금이 높은 경우일수록 출산이 임금격차 변화에 미치는 영향력이 크게 나타날 것이다. 이에 본 연구에서는 출산 2년 전의 임금격차를 기준으로 전체 집단을 4개로 나누고 각 집단별로 α_j 가 어떻게 나타나는지를 확인하였으며, 그 결과가 [표 6]에 제시되어 있다.

분석 결과 전반적인 집단에서 임금격차에 대한 출산의 영향력이 유의하게 나타났다. 이 때 패널 A의 모형 (2), 즉 출산 2년 전의 연소득격차를 기준으로 하위 25%에 속하는 경우 출산 후 2년이 경과한 시점부터 α_j 가 유의미하지 않은 값을 보였다. 이는 해당 집단의 경우 남성 대비 여성의 임금 수준이 다른 집단에 비해 높기 때문에, 출산 후 2년이 지나 여성의 노동시장 복귀가 원활히 이루어진다면 출산 전에 비해 임금격차가 그다지 크게 변하지 않기 때문인 것으로 추측된다. 하지만 모든 이들의 노동시간을 동일하게 상정한 월소득격차 분석에서는 상대임금 수준과 관계없이 모든 집단의 α_j 가 유의미한 값을 나타내었다. 이는 노동시간을 통제한다면 설사 여성의 상대임금이 높은 가정이라 하더라도 출산에 의해 부부 간 임금격차가 커질 것임을 의미한다. 즉 시간당 임금의 측면에서 출산으로 인한 노동 임금 손실은 대체로 부부 중 아내에게 귀착되는 양상을 보인다.

[표 6] 출산 후 경과년수에 따른 소득 격차 - 부부 간 상대임금 수준

변수	모형 (1) (모든 통제변수)	모형 (2) 2년 전 임금격차 기준 제1사분위	모형 (3) 2년 전 임금격차 기준 제2사분위	모형 (4) 2년 전 임금격차 기준 제3사분위	모형 (5) 2년 전 임금격차 기준 제4사분위
Panel A : 연소득 격차					
t=-2	0.102 (0.301)	1.253 (1.015)	0.314 (0.690)	-0.110 (0.514)	-0.425 (0.950)
t=-1	2.077*** (0.455)	2.244 (1.280)	1.683 (0.916)	2.426** (0.866)	3.298** (1.165)
t=0	3.922*** (0.482)	4.031** (1.307)	2.858** (0.961)	4.952*** (0.809)	4.549*** (1.155)
t=1	4.867*** (0.492)	4.631** (1.553)	4.601*** (0.986)	5.993*** (0.819)	4.994*** (1.113)
t=2	4.736*** (0.540)	3.046 (1.636)	5.141*** (0.900)	5.501*** (0.889)	4.732*** (1.387)
t=3	4.598*** (0.545)	2.599 (1.564)	5.010*** (1.023)	6.089*** (0.936)	4.514*** (1.253)
t=4	4.640*** (0.578)	2.921 (1.509)	4.699*** (1.153)	5.491*** (1.145)	4.669*** (1.290)
t=5	5.161*** (0.595)	2.988 (1.608)	5.334*** (1.282)	6.351*** (1.021)	5.126*** (1.387)
t=6	5.243*** (0.652)	2.610 (1.790)	6.117*** (1.154)	5.825*** (1.459)	5.933*** (1.380)
t=7	5.661*** (0.639)	2.530 (1.897)	6.290*** (1.202)	7.900*** (1.239)	5.116*** (1.500)
2년 전 임금격차	2.658*** (0.310)	3.054 (1.924)	8.539** (2.694)	5.342 (3.123)	1.830* (0.837)
상수	-0.0348 (0.386)	-2.498 (1.408)	0.124 (0.790)	-1.559 (1.343)	1.187 (0.694)
R ²	0.249	0.265	0.336	0.334	0.300
Adjusted R ²	0.223	0.097	0.258	0.231	0.195
관측수	874	157	276	219	222
Panel B : 월소득 격차					
t=-2	0.265 (0.227)	-0.0741 (0.422)	0.452 (0.456)	0.313 (0.723)	0.493 (0.708)
t=-1	1.528*** (0.325)	0.854 (0.636)	1.713* (0.689)	0.798 (0.816)	2.682** (0.803)
t=0	2.771*** (0.346)	2.123** (0.671)	2.601*** (0.723)	2.772** (0.933)	3.482*** (0.804)

t=1	3.380*** (0.348)	2.643*** (0.738)	3.054*** (0.717)	3.401*** (0.841)	4.338*** (0.778)
t=2	3.318*** (0.377)	2.568** (0.858)	2.244** (0.729)	3.990*** (0.856)	4.221*** (0.857)
t=3	3.227*** (0.382)	3.407*** (0.853)	1.536* (0.746)	4.101*** (0.892)	3.940*** (0.841)
t=4	3.331*** (0.405)	3.493*** (0.808)	1.352 (0.936)	4.356*** (0.919)	3.824*** (0.895)
t=5	3.688*** (0.421)	3.258*** (0.794)	2.971*** (0.820)	4.060*** (1.006)	4.039*** (0.950)
t=6	3.740*** (0.459)	3.730*** (0.822)	2.960** (1.025)	3.666** (1.150)	4.876*** (0.891)
t=7	4.023*** (0.449)	3.622*** (0.876)	3.101** (1.038)	4.813*** (1.066)	4.712*** (0.998)
2년 전 임금격차	1.656*** (0.188)	2.106* (0.819)	0.730 (3.526)	-0.354 (2.009)	2.292*** (0.427)
상수	0.0824 (0.211)	0.0475 (0.606)	-1.379 (0.703)	-0.642 (1.230)	0.602 (0.409)
R ²	0.244	0.257	0.274	0.324	0.433
Adjusted R ²	0.218	0.141	0.159	0.228	0.346
관측수	874	217	213	225	219

robust standard errors

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

연소득을 기준으로 그룹 별 α_j 의 크기를 비교해보면 2년 전 임금격차 기준 제 3사분위 집단의 α_j 가 가장 높은 값을 보이는 것으로 나타났다. 이는 부부의 상대임금이 너무 높거나 낮은 경우보다는 중상인 경우에 출산의 효과가 더 크게 나타날 것임을 시사한다. 그러므로 출산으로 인한 임금격차의 변화가 전적으로 부부 간 상대임금을 반영한 것이라고 보기는 어렵다. 일정 부분 상대임금에 대한 설명을 시도할 수는 있으나, 모든 부부가 상대임금에 근거해 출산의 기회비용을 분배했다고 말할 수 없는 것이다. 특히 월소득 격차 분석에서 여성의 상대임금이 높은 제 1사분위 집단의 α_j 가 모형(1)의 값과 비슷하고, 제 2사분위 집단의 α_j 보다도 높다는 점을 고려한다면 이러한 결론은 더 설득력을 얻게 된다.

제 3 절 부부 간 임금격차와 여성의 노동시장 복귀

부부 간 임금격차가 여성의 노동시장 복귀 여부에 영향을 미치는지 여부를 알아보기 위하여 앞서 제시한 식(3)에 따라 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 주요 독립변수인 임금변수는 출산한 해의 남편 소득과 출산 전 아내의 소득, 그리고 출산 전 부부 간 임금격차로, 연소득 값을 사용하는 경우와 월소득 값을 사용하는 경우를 구분하여 총 6개 모형을 설정하였다. 이 때 앞선 분석에서와 같이 전자는 개인이 보고한 월소득에 근거해 단순 추정하였으며 후자는 개개인의 노동시간을 모두 동일하게 조정하여 그 값을 산출하였다. 한편 종속변수는 출산 후 12개월 내 노동시장 복귀여부와 출산 후 24개월 내 노동시장 복귀여부로서 각 경우 6개 모형에 대한 분석 결과를 [표 7]의 패널 A, 패널 B에 제시하였다.

[표 7] 여성의 노동시장 복귀 여부와 부부의 임금, 임금격차

	연 소득			월 소득		
	모형(1) (임금변수 = 출산한 해의 남편 연소득)	모형(2) (임금변수 = 출산 2년 전 아내 연소득)	모형(3) (임금변수 = 출산 2년 전 연소득 격차)	모형(4) (임금변수 = 출산한 해의 남편 월소득)	모형(5) (임금변수 = 출산 2년 전 아내 월소득)	모형(6) (임금변수 = 출산 2년 전 월소득 격차)
Panel A : 종속변수 = 출산 후 12개월 내 노동시장 복귀여부						
임금변수	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	-1.358** (0.615)	0.000 (0.002)	0.011** (0.005)	-0.857* (0.477)
출산 시 나이	0.020 (0.059)	-0.064 (0.070)	0.032 (0.060)	0.026 (0.059)	-0.044 (0.065)	0.033 (0.058)
학력	0.709 (0.442)	0.365 (0.480)	0.753* (0.439)	0.743* (0.451)	0.434 (0.467)	0.717 (0.441)
직장 규모	0.987* (0.527)	0.138 (0.606)	0.589 (0.552)	1.002* (0.525)	0.528 (0.556)	0.792 (0.535)
고용 형태	0.529 (0.619)	-0.022 (0.623)	0.228 (0.666)	0.564 (0.631)	0.264 (0.627)	0.446 (0.626)

상수	-1.675 (1.930)	-0.490 (2.137)	-1.030 (2.035)	-1.689 (1.942)	-0.381 (1.997)	-1.540 (1.955)
Log pseudolikeli hood	-70.725	-63.723	-67.968	-70.950	-67.285	-69.437
Pseudo R ²	0.057	0.150	0.09	0.054	0.103	0.074
관측수	109	109	109	109	109	109
Panel B : 종속변수 = 출산 후 24개월 내 노동시장 복귀여부						
임금변수	0.000 (0.000)	0.001** (0.000)	-0.760 (0.521)	-0.000 (0.002)	0.009* (0.005)	-0.555 (0.475)
출산 시 나이	-0.000 (0.058)	-0.063 (0.068)	0.003 (0.058)	0.006 (0.059)	-0.054 (0.065)	0.007 (0.057)
학력	0.521 (0.430)	0.247 (0.461)	0.539 (0.422)	0.565 (0.438)	0.271 (0.458)	0.531 (0.425)
직장 규모	0.635 (0.528)	-0.005 (0.589)	0.404 (0.548)	0.648 (0.525)	0.226 (0.558)	0.500 (0.545)
고용 형태	-0.086 (0.581)	-0.328 (0.604)	-0.116 (0.630)	0.127 (0.590)	-0.165 (0.575)	0.015 (0.581)
상수	-0.072 (1.870)	0.880 (2.055)	0.407 (1.943)	-0.117 (1.885)	0.991 (0.197)	0.043 (1.883)
Log pseudolikeli hood	-69.627	-66.739	-69.627	-70.622	-68.178	-69.977
Pseudo R ²	0.035	0.075	0.035	0.022	0.055	0.030
관측수	109	109	109	109	109	109

robust standard errors

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

모형 (1)과 모형 (4)는 출산한 해의 남편 소득을 임금변수로 사용한 분석 결과를 보여준다. 이 경우 노동 시간을 균일하게 조정한 임금변수 인지 여부와 관계없이 남편의 소득은 아내의 노동시장 복귀 여부에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 출산 전 근무하던 직장이 중견기업 이상이었던 여성들은 출산 후 12개월 내에 복귀할 확률이 1%p가량 높아졌으며, 노동 시간 조정 시 높은 학력 역시 노동 시장 복귀에 긍정적인 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 그러나 출산 후 24개월 내

복귀 여부에 대해서는 어떠한 요인도 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이 때 여성의 학력과 노동 시장 복귀확률 간의 관계는 앞서 소개된 선행연구들과 동일한 양상을 보였지만(김우영 2003; 전은주·유홍준 2009), 남편의 소득이 아내의 노동 시장 복귀 여부에 영향을 미치지 못한다는 점은 일반적인 연구 결과들과 차이를 보였다.

한편 모형 (2)와 모형 (5)에서는 출산 2년 전 아내의 소득을 독립변수로 하여 출산 후 복귀에 미치는 영향력에 대해 살펴보았다. 그 결과 두 모형 모두에서 출산 전 아내의 소득이 높을수록 12개월과 24개월 내의 복귀 확률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 양상은 기존 선행 연구와 일치하는 것으로서(Desai and Waite 1991; 전은주·유홍준 2009) 노동시장 이탈에 따른 기회비용이 상대적으로 큰 고소득 여성들이 저소득 여성들에 비해 노동 시장 복귀의사를 더 많이 가졌기 때문인 것으로 생각된다. 한편 인적 특성과 직업적 특성의 영향력은 유의미하게 나타나지 않았다.

모형 (3)과 모형 (6)은 출산 2년 전의 부부 간 임금격차가 여성의 노동 시장 복귀에 미치는 영향력에 대해 보여준다. 이 때 노동 시간의 조정 여부와 상관없이 출산 전 부부 간 임금격차는 출산 후 12개월 내 노동 시장 복귀 여부에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 부부 간 임금격차가 컸던 경우 출산 후 노동시장에 복귀할 확률이 낮아졌는데, 이는 남편에 비해 임금수준이 높았던 여성일수록 노동시장에 복귀할 확률이 높고 그렇지 않은 여성일수록 복귀할 확률이 낮아짐을 의미한다. 그러나 부부 간 임금격차는 출산 후 24개월 내 노동 시장 복귀 여부에 대해 유의미한 영향력을 가지지 않았으며, 노동 시간을 조정하지 않은 경우 학력이 12개월 내 복귀 확률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

여기서 상기의 요인들이 대체로 출산 후 1년 내의 복귀 확률에 한해 유의미한 영향력을 지녔음에 주의해야 한다. 여성의 출산 2년 전 연소득을 독립변수로 사용한 모형 (2)와 모형 (5)를 제외하면, 나머지 모형들에

서는 임금 변수나 인적 특성, 직업적 특성 등이 출산 후 24개월 내 복귀 확률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 더 많은 관측수를 확보하거나 모형을 다른 방식으로 개발함으로써 달라질 수도 있지만, 출산 후 2년이 경과한 시점에서 과거의 임금이나 직업력이 기회비용을 가늠할 수 있는 지표로서의 기능을 상실했기 때문일 것이라는 추측 역시 조심스럽게 제기할 수 있다. 또한 앞서 남편의 임금이 아내의 노동 시장 복귀 확률에 유의미한 영향을 주지 않는다는 결과가 다른 선행 연구들과 대조되는 바, 이에 대해 다음과 같이 짚고 넘어갈 필요가 있다.

첫째, 종속변수와 독립변수 간의 비선형 관계로 인해 위와 같은 결과가 나타날 수 있다. 예를 들어 남편의 소득과 아내의 노동시장 복귀 여부가 역U자의 관계에 놓여있다면 남편의 소득이 평균적인 범주에서 벗어날수록 아내의 노동 시장 복귀 확률은 낮아질 것이며, 이로 인해 회귀식에서의 베타값이 0으로 나타날 수 있다. 그러나 분석에 사용된 데이터들을 검토해본 결과 두 변수 사이에 이러한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

둘째, 표본 선택 과정에서의 편향성으로 인해 위와 같은 결과가 나타났을 수 있다. 분석에 활용된 가구들은 출산 2년 전 부부 모두가 임금 근로자로 일했다는 특성을 지니고 있기 때문에, 전체 집단과 비교했을 때 인적 자본의 수준이나 효용함수의 형태, 주변 환경 등에서 차이를 보일 것으로 생각된다. 일례로 아내가 본인의 커리어 관리와 직장 내 성취에 대하여 높은 선호를 지닌 경우라면 남편의 소득과 상관없이 출산 후 노동시장에 복귀하고자 할 것이며, 이러한 유형의 개인들이 다수 포함된 표본에 대한 분석은 전체 집단을 대상으로 한 것과 다른 결과를 보일 가능성이 높다.

셋째, 실제로 두 변수 간의 관계가 미약하거나 존재하지 않을 경우에 대해서도 생각해보아야 한다. Lauer and Weber(2003)는 독일과 프랑스의 여성들을 대상으로 출산 2년 후 노동 시장 복귀와 관련한 영향 요

인들을 비교, 분석하였는데, 독일의 경우 배우자의 소득 증가가 여성의 전일제, 시간제 고용 확률 각각에 대하여 부정적인 영향을 미쳤지만 프랑스의 경우 두 변수 사이에 유의미한 관계가 나타나지 않았다. 한편 김지경·조유현(2003)은 한국노동패널을 활용하여 1998년부터 2001년 사이에 첫 아이를 낳은 여성들의 출산 후 노동 시장 복귀 요인에 대하여 연구하였는데, 여기에서도 남편의 소득이 아닌 아내의 직업적 특성, 학력 등이 노동시장 복귀의 결정 요인으로 나타났다. 이러한 연구 결과들과 관련하여 Djurdjevic(2005)와 같이 문화, 정책 등을 통해 설명을 시도하거나 Blau and Kahn(2007)가 밝힌 것처럼 시간이 흐름에 따라 기혼 여성의 노동 공급이 배우자의 임금에 대해 보다 덜 탄력적으로 변했을 가능성을 제기해볼 수도 있을 것이다.

실제 본 연구에서는 두 번째와 세 번째 가설 모두 그 나름의 작용 가능성이 있다고 추측된다. 그러나 연구의 취지가 기존에 노동 시장에서 활동하던 여성의 출산 전후 노동 공급 양상을 비교·분석하는데 있으며, 동일한 출처의 패널자료를 활용한 김지경·조유현(2003)의 연구 결과에서도 남편의 임금이 아닌 아내의 직업적, 인적 특성이 노동 시장 복귀 확률에 유의미한 영향을 미쳤음을 고려한다면 제한적으로나마 위의 분석결과를 받아들일 수 있다고 판단된다. 즉 출산 전 임금근로자였던 여성의 경우 남편의 소득이 출산 후 노동 시장 복귀에 영향을 미치지 않을 것으로 생각된다. 다만 이러한 결과에 대하여 추가적인 연구를 통하여 구체적인 인과관계를 밝히고, 더욱 일반적인 모형을 개발할 필요가 있을 것이다.

위의 결과들을 종합하여 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 첫째, 출산 전 임금 근로자였던 여성이 출산 후 노동시장에 복귀함에 있어 남편의 소득이 아닌 아내 자신의 소득이나 부부 간 상대 임금이 주요 영향요인이 된다. 이는 본인의 소득이나 부부 간 상대 임금과 달리 남편의 소득이 외부적으로 주어지는 요소이기 때문인 것으로 생각된다. 즉 별다른 외부요인이 없다면 남편의 소득은 출산 전후 어느 정도 예측 가능한

수준에서 주어지며, 여성이 전적으로 가사 노동을 맡는다 하더라도 그 값이 크게 변하지 않을 것으로 여겨질 가능성이 높다. 따라서 여성이 남편의 임금을 시장 복귀와 관련된 기회비용에 포함시키지 않고 그에 따라 여성의 노동 시장 복귀 결정에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 추측할 수 있다. 다만 제한된 표본을 대상으로 진행된 분석인 만큼 이러한 해석을 전체 집단에 적용하는 것은 주의를 요한다.

둘째, 여성의 노동 시장 복귀 결정은 개인 차원의 기회비용과 가정 차원의 기회비용을 고려하여 이루어진다. 이 중 전자는 여성이 노동 시장 복귀 시 얻을 수 있을 것으로 기대되는 소득을 의미하는데, 이러한 해석에는 과거의 임금이 미래의 임금과 밀접한 연관을 가질 것이라는 가정이 필요하다. 즉 과거에 높은 소득을 얻었던 여성이라면 출산 후 노동 시장에 복귀했을 때 여전히 높은 소득을 얻을 것이라고 기대되며, 가사 출산으로 인한 임금 페널티가 존재한다 하더라도 그 정도가 매우 심하지 않아야 한다. 이 경우 개인은 과거의 임금에 기초하여 노동 시장 복귀와 관련된 기회비용들을 산정할 수 있으며 그 결과 모형 (2), 모형 (5)와 같이 출산 전 임금이 높았던 여성들일수록 더 많은 임금 손실이 생길 것을 우려, 노동 시장에 복귀하고자 할 것이다. 한편 가정 차원의 기회비용은 모형 (3)과 모형 (6)의 부부 간 임금격차로부터 유추할 수 있다. 여성이 노동 시장에 복귀할 경우 필연적으로 가사에 투자할 수 있는 시간 자원이 줄어들고, 이에 따라 가정 차원에서 부부 간의 노동 시간 조정이 요구되기 때문이다. 그러므로 앞선 경우와 유사하게 과거의 임금격차에 근거해 부부의 비교우위를 가늠하고 이에 따라 역할을 분배할 것이라 기대할 수 있다. 즉 여성의 상대임금이 낮은 경우라면 여성이 가사에 비교우위를 가지게 되고, 모형 (3)과 모형 (6)처럼 노동 시장에 복귀할 확률이 낮게 나타날 것이다.

셋째, 여성의 학력이나 과거 직장의 규모가 영향 요인으로 작용할 수 있다. 특히 학력은 여러 모델에서 여성의 출산 후 노동 시장 복귀 확률을 높이는 것으로 나타났는데, 이는 교육 수준이 여성일수록 노동 시

장 이탈에 따른 기회비용이 크기 때문인 것으로 생각된다. 인적 자원이론과 신호 이론 중 어느 것을 따르는지와 관계없이 교육과 높은 임금 간의 상관관계는 널리 알려져 있으며, 이러한 점을 고려한다면 높은 교육 수준과 높은 기회비용, 그리고 노동 시장 복귀로 이어지는 일련의 해석에 큰 무리가 없을 것이라고 생각된다. 여성이 과거에 근무했던 직장 역시 이와 비슷한 맥락에서 이해할 수 있는데, 본인의 능력이 뛰어났기 때문에 규모가 큰 직장에서 근무하고 출산 후 노동 시장에 쉽게 복귀했을 가능성, 과거 경력이 능력에 대한 지표가 되어 출산 후 고용에 반영됐을 가능성, 그리고 규모가 큰 직장일수록 복리후생제도를 잘 갖추고 있어 출산 휴가 후 쉽게 복귀했을 가능성 등을 생각해볼 수 있다.

제 5 장 결론

본 연구는 노동 공급의 조정이라는 관점에서 출산이 초래하는 기회비용과 부부 간 비용 분배 양상, 그리고 여성의 출산 후 노동시장 복귀 여부와 비교우위 간 관계에 대해 알아보고자 하였다. 이에 한국노동패널의 자료를 활용하여 2000년부터 2012년 사이에 첫 아이를 낳은 부부 중 출산 2년 전 남녀 모두임금 근로자였던 이들을 대상으로 분석을 실시하여 아래와 같은 결과를 얻었다.

첫째, 출산의 기회비용이 부부 간에 분배되는 양상을 파악하기 위해 Angelov et al.(2016)의 연구 모형을 도입, 출산 후 경과연수에 따른 부부 간 임금격차 변화 양상에 대해 분석하였다. 이 때 개개인의 노동시간을 모두 동일하게 조정하였는지 여부와 관계없이 출산이 부부 간 임금격차에 미치는 영향력(α_j)은 양의 값으로 매우 유의하게 나타났으며, 경과기간이 길어질수록 α_j 의 크기가 대체로 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 양상은 Angelov et al.(2016)에서의 분석 결과와 유사하였지만 한국의 경우 α_j 가 스웨덴보다 상당히 크게 추정되었다는 차이점이 있었다.

둘째, 이러한 기회비용의 분배가 노동시장에서의 비교우위를 반영한 결과였는지 알아보기 위하여 부부의 교육수준과 상대임금 수준에 따라 집단을 나누고 집단별로 α_j 의 크기를 비교하였다. 교육 수준을 기준으로 한 집단 별 분석에서 α_j 는 대체로 모든 집단에서 유의하게 나타났지만, 여성이 남성에 비해 고학력인 경우에도 노동 공급 조정이 여성에 의해 이루어져 교육 수준에 근거한 노동시장에서의 비교우위가 반영되었다고 보기 힘들었다. 또한 부부의 상대임금 분위와 α_j 의 크기에 대해서도 확실적인 관계가 나타나지 않은 바, 상대임금 역시 부부 간 기회비용 분배를 설명하는 요인이라고 할 수 없었다. 이는 유사한 프레임에 따라 분석했을 때 노동시장에서의 비교우위가 임금격차 변화에 반영된 것으로 밝

혀졌던 Angelov et al.(2016)의 연구결과와 상반되었다.

셋째, 여성이 출산 후 노동 시장에 복귀함에 있어 어떠한 기회비용을 고려하는지 알아보기 위하여 부부 각각의 임금과 부부 간 임금격차, 인적 특성과 직업적 특성 등을 반영하여 로지스틱 회귀분석을 수행하였다. 여기서 남편의 소득은 여성의 노동 시장 복귀 여부에 유의미한 영향을 주지 않으나, 여성의 출산 전 소득이 높을수록, 부부 간 임금격차가 작을수록 출산 후 노동 시장에 복귀할 확률이 높아지는 것으로 밝혀졌다. 또한 학력이나 출산 전 직장의 규모가 노동 시장 복귀 확률에 긍정적인 영향을 미쳤으나, 출산 전 여성의 소득을 제외하면 출산 후 24개월 내 복귀 여부에 유의미한 영향을 주는 요인은 없는 것으로 나타났다.

이상의 결과에서 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다.

첫째, α_j 가 양의 값을 가진다는 점으로부터 출산으로 인한 노동 공급의 조정이 대부분 여성에 의해 이뤄짐을 알 수 있다. 즉 임금 손실의 측면에서 출산의 기회비용을 정의할 때, 부부 간 기회비용의 분배가 고르게 이루어지기보다는 여성에게 집중되는 양상이 나타났다. 그런데 선행 연구들이 주장하는 바와 같이 이러한 노동 공급의 조정은 단순한 근로 소득의 감소에 그치지 않는다는 점에서 문제가 된다. 출산으로 인한 경력 단절은 지속적인 인적 자원 축적을 저해하며 때때로 숙련도의 상실이나 승진 기회 제한으로 이어지기도 하기 때문이다(Waldfoegel 1997; Budig and Paula 2001; Desai and Waite 1991). 이렇듯 노동 시장에서의 장기적 평가에 손실을 입을 가능성까지 고려한다면, 출산으로 인해 여성이 부담하는 기회비용은 남성에 비해 상당히 클 것으로 생각된다.

둘째, 시간의 경과에 따라 α_j 가 점차 커지는 추이를 보이고 출산 7년 후에도 여전히 유의한 값을 가진다는 것으로부터 출산에 따른 기회비용이 장기간에 걸쳐 상당히 큰 규모로 나타남을 알 수 있다. 즉 여성의 노동 공급 조정은 출산 직전·직후의 기간에 한정되어 나타나지 않으며 노동 시장에 복귀했던 여성이더라도 장기적으로 육아로 인한 노동 시장 재이탈, 시간 활용이 용이한 저임금 일자리로의 이직, 노동 시간 축소,

출산으로 인한 임금 페널티 등으로 인해 출산 전보다 낮은 소득을 얻을 가능성이 있다. 실제 통계청의 지역별 고용조사에 따르면 경력단절여성의 경력단절 사유 중 육아가 차지하는 비율이 임신, 출산이 차지하는 비율보다 높게 나타나(통계청 2015) 위와 같은 추측에 일리가 있음을 알 수 있었다. 그러므로 출산의 기회비용을 낮추기 위해서는 보다 장기적인 관점에서 여성의 노동시장 참여를 지원해주는 정책이 필요할 것이다.

셋째, 위와 같이 여성이 출산의 기회비용을 대부분 부담하는 양상이 부부 간 비교우위 논리에서 기인하지 않았음에 주목해야 한다. 학력과 상대임금이 노동 시장에서의 비교우위와 밀접하게 관계된 변수임에도 불구하고 이와 관계없이 여성에 의한 비용 부담이 이뤄진다는 것은 인적 자원을 비효율적으로 사용하고 있다는 말과 일맥상통한다. 혹자는 출산 과정에서 남녀의 생물학적 역할 차가 존재하기 때문에 여성이 기회비용을 부담하는 것이라고 주장할 수도 있을 것이나, 출산 후 상당기간이 경과한 뒤에도 여성에 의해 기회비용이 부담됨을 고려한다면 충분히 타당한 설명이라고 보기 힘들다. 이보다는 유교적 가치관이나 전통적 성역할, 사회적 관습, 문화 등이 기회비용의 분배 양상에 영향을 미쳤을 것으로 생각되며, Angelov et al.(2016)의 연구 결과 국내와 달리 비교우위 논리가 적용되었다는 점이 그러한 추측에 신빙성을 더한다. 구체적인 의사 결정 원칙에 대해서는 추가적인 연구가 요구되나, 실제로 노동시장의 비교우위와 관계없이 기존의 관념으로 인해 여성이 전적으로 기회비용을 부담하는 것이라면 이러한 비효율성을 해결하기 위한 사회적 인식 개선이 필요할 것으로 생각된다.

넷째, 한국의 α_j 값이 스웨덴보다 높게 나타났다는 점은 여성이 부담하는 출산의 기회비용이 스웨덴의 그것보다 클 것임을 암시한다. 즉 한국의 여성들이 스웨덴의 여성에 비해 출산 후 노동 시장에 복귀하지 않거나 저임금 일자리로 이직하는 경우, 또는 임금 차별을 받는 경우가 많을 것이라고 추측할 수 있다. 이러한 차이는 대체로 노동 환경에서 비롯된 것으로 생각되는데, 실제 스웨덴의 일·가정 양립 정책이 사회에 굳게

뿌리내린 반면 우리나라는 이제 막 모·부성보호제도를 확산시키는 단계에 접어들고 있다. 이에 더해 기혼 여성의 경제활동에 대한 사회적 관념이나 제약 요인 등을 고려한다면 스웨덴보다 높은 값의 α_j 가 추정됐다는 점을 받아들일 수 있을 것이다. 다만 여러 공공기관과 민간단체가 일·가정 양립이 가능한 환경을 조성하고자 노력하고 있어, 장래 α_j 의 크기가 지금보다 작아질 것이라고 기대할 수 있다.

다섯째, 여성이 노동 시장에 복귀할 것인지를 결정하는 과정에서 개인적 차원의 기회비용과 가정 차원의 기회비용이 모두 고려되었으나, 남편의 소득이 유의미한 영향을 미치지 못했다는 점에 주의해야 한다. 일반적으로 여성이 출산 전후 노동시장에서 이탈한 기간 동안 가구 근로소득의 대부분은 남편의 근로 소득에 의해 구성될 것으로 생각된다. 그럼에도 불구하고 남편의 소득이 그 자체로 복귀 결정에 영향을 주지 못하는 것으로 나타나, 경력 단절 여성의 재취업 관련 정책 수립에 있어 가구 소득보다는 여성의 특성에 초점을 맞춰야 할 것임을 시사하였다. 즉 단순히 가구 소득을 기준으로 출산·육아 지원 정책을 적용하기 보다는 저학력, 저임금이거나 중소기업 이하 규모의 직장에서 근무를 했던 여성에게 맞춤형 지원을 하는 것이 보다 더 효과적일 것으로 생각된다. 다만 이러한 논의는 출산 전 임금 노동자였던 여성의 경우에 한정하여 적용할 수 있는 것으로, 자영업이나 프리랜서 등 다른 형태의 여성 근로자에 대해 일괄적으로 적용하기에는 무리가 있을 것이다.

여섯째, 비록 출산 시 부부 간 기회비용 분배 과정에는 노동 시장에서의 비교우위가 반영되지 않은 것으로 보이지만, 여성이 노동 시장에 복귀할 것인지 여부를 결정하는 과정에서는 비교우위 논리가 적용된 것으로 판단된다. 과거의 임금·임금격차가 미래 임금·임금격차의 지표가 된다고 가정할 때 출산 전 부부의 임금격차가 작을수록, 다시 말해 여성의 기대 상대임금이 높을수록 노동 시장에 복귀할 확률이 높아지는 것으로 나타났기 때문이다. 그런데 노동 시장에서 출산한 여성에 대한 임금 페널티나 승진 가능성의 제한 등이 광범위하게 나타난다면 여성은 기대 상

대임금 수준을 보다 낮게 조정할 것이며, 이것이 결국 여성의 복귀 확률을 낮추는 요인이 될 것이다. 이렇듯 출산한 여성에 대한 차별이 여성의 의사 결정상 왜곡과 사회적 비효율성을 초래할 수 있음을 고려한다면, 보다 공정하고 가정 친화적인 기업 문화를 확산시키려는 노력이 필요하다고 생각된다.

마지막으로 본 연구는 Angelov et al.(2016)보다 비교적 짧은 기간의 임금격차 변화에 대해 살펴보았으며 그 표본 수 또한 상대적으로 적었다는 한계를 지니고 있다. 또한 국내에서 출산의 기회비용이 대체로 여성에 의해 부담되는 이유와 부부 간 의사 결정의 기저 요인에 대해 충분히 밝히지 못한 바, 이와 관련한 추가적인 연구가 필요할 것이다. 이러한 과정에서 분석 대상을 보다 일반적인 가구로 넓히는 한편, 일·가정 양립정책의 확산도나 소속 문화권을 기준으로 출산의 기회비용과 여성의 노동시장 복귀 영향 요인에 대해 문화권 간·국가 간 비교 연구를 하는 것도 의미가 있을 것이다.

참고문헌

- 김우영.(2003). 「결혼과 출산을 중심으로 한 여성 취업률의 동태적 분석」. 『노동정책연구』, 제3권(1), 67-101.
- 김지경·조유현.(2003). 「젊은 여성의 첫 출산 후 노동시장 복귀에 관한 분석」. 『한국노동경제논집』, 제26권(3), 181-207.
- 김혜원.(2011). 「여성의 경력단절과 임금 손실」. 『경제발전연구』, 제17권(2), 171-199.
- 이유진·김의준.(2014). 「기혼여성 재취업의 동태적 분석 : 고학력 집단을 중심으로」. 『경제연구』, 제32권(4), 87-114.
- 이학식·안광호·하영원.(2012). 『소비자 행동』.
- 임정준.(2010). 「자녀가 여성근로자의 임금에 미치는 영향에 관한 실증분석」. 『한국여성학』, 제26권(2), 71-98.
- 전은주·유홍준.(2009). 「첫 자녀 출산 후 여성의 취업여부 및 직장복귀에 관한 결정요인」. 『한국사회』, 제10집(1), 183-223.
- 최슬기.(2009). 「출산이 여성 임금에 미치는 영향」. 『한국사회학회 사회학대회 논문집』, 335-351.
- 통계청.(2015). 지역별고용조사
- 허수연·유태임.(2011). 「취업여성의 ‘자녀유무별 임금격차(Family Gap)’에 관한 연구」. 『한국사회복지조사연구』, 제26권, 139-164.

- Angelov, N., Johansson, P. & Lindahl, E.(2016). Parenthood and the gender gap in pay. *Journal of Labor Economics*, 34(3), 545-579.
- Blau, F. D. & Kahn, L.M.(2007). Changes in the labor supply behavior of married women: 1980 - 2000. *Journal of Labor Economics*, 25(3), 393-438.
- Budig, M.J. & Paula, E.(2001). The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204-225.
- Desai, S. & Waite, L.(1991). Women's employment during pregnancy and after the first birth: occupational characteristics and work commitment. *American Sociological Review*, 56(4), 551-566.
- Djurdjevic, D.(2005). Women's labour supply after childbirth: An empirical analysis for Switzerland. Darmstadt Discussion Papers in Economics No. 144.
- Duvall, E.M.(1957). *Family development*. Philadelphia, PA: Lippincott.
- Klerman, J. & Leibowitz, A.(1990). Child care and women's return to work after childbirth. *The American Economic Review*, 80(2), 284-288.
- Lauer, C. & Weber, A.M.(2003). Employment of mothers after childbirth: French-German comparison. ZEW Discussion Paper No. 03-50.
- Loughren, D.S. & Zissimopolus, J.(2008). Why wait? The effect of marriage and childbearing on the wages of men and women. *Journal of Human Resources*, 44(2), 326-349.
- Mothersbaugh, D.L. & Hawkins, D.I.(2015). *Consumer behavior: Building marketing strategy* (13th ed.). New York, NY: McGraw-Hill Education.

Pertold-Gebicka, B., Pertold, F. & Datta Gupta, N.(2016). Employment adjustments around childbirth. IZA Discussion Paper No. 9685.

Waldfoegel, J.(1997). The effect of children on women's wages. *American Sociological Review*. 62(2), 209-217.

Yavorsky, J.E., Kamp Dush, C.M. & Schoppe-Sullivan, S.J.(2015). The production of inequality: the gender division of labor across the transition to parenthood. *Journal of Marriage and Family*, 77(3), 662-679.

Abstract

Married Women's Labor Supply Behavior Before and After the First Childbirth

: Empirical Analysis Using Within-couple Wage Gap

Kweon, Hyejin

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper investigates changes in the labor supply of married women and influential factors at the timing of parenthood. Accordingly, using within-couple wage gap, three major questions were addressed: Who mainly bear the opportunity cost of child birth? Has the cost been allocated by comparative advantage in the labor market? Does the within-couple wage gap influence women's decision for returning to the labor market?

For the empirical analysis, data from the 1st to 17th wave of the Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS) were used. The results show that the within-couple wage gap increases for a considerable

period after childbirth, which suggests that the opportunity cost of childbirth is mainly borne by women. However, there is no evidence as to whether the division of cost is based on the comparative advantage in the labor market, in terms of educational background or relative wage. Finally, the higher the pre-childbirth income of women is, or smaller the within-couple wage is, the higher the probability of returning to the labor market within 12 months after giving birth. In other words, if a woman has more competitiveness in the labor market than her husband, the likelihood of returning to the labor market would increase. This implies that in contrast to the problem of the distribution of opportunity costs for childbirth, the principle of comparative advantage can be applied in women's decision of returning to the labor market.

Keywords : childbirth, married women, return to work,
wage gap, opportunity cost of childbirth

Student Number : 2015-20146